

Сгенерируем выборку $X_1 \dots X_{100}$ из распределения P_θ в указанных теоретических задачах. Для уровня доверия α для всех $n \leq 100$ построим доверительный интервал, определенный в задаче. Изобразим их на графиках.

Для $n = 10$ и $n = 100$ оценим вероятность попадания истинного значения θ в интервал. Для этого сгенерируем достаточное количество выборок, построим по каждой из них интервалы и определим, сколько раз в интервалы попадет истинное значение θ . Таким образом будет построена бернуллиевская выборка, по ней оценим вероятность.

```
In [11]: import scipy.stats as stats
import pandas as pd
import matplotlib.pyplot as plt
import numpy as np
import pylab
%matplotlib inline
```

```
In [12]: N = 100
         alpha = 0.95
```

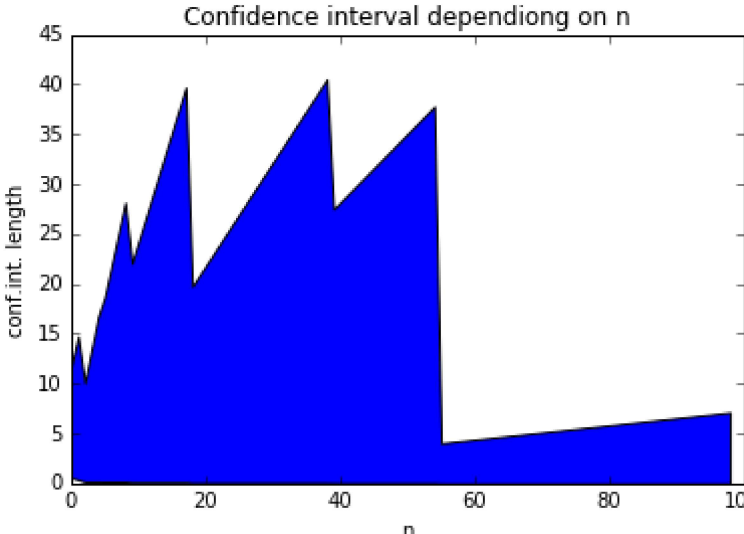
```
In [75]: def solve_task(distribution, confidence_start_f, confidence_end_f):
# Генерируем выборку.
sample = distribution(N)
conf_points_begins = np.zeros(N - 1)
conf_points_ends = np.zeros(N - 1)
for n in range(1, N):
    # Строим доверительный интервал уровня доверия alpha.
    confidence_start = confidence_start_f(sample[:n])
    confidence_end = confidence_end_f(sample[:n])
    # Добавляем его в лист.
    conf_points_begins[n-1] = confidence_start
    conf_points_ends[n-1] = confidence_end
n = range(N - 1)
plt.figure()
plt.fill_between(n, conf_points_begins, conf_points_ends, where=conf_points_ends >= conf_points_begins)
plt.title(r"Confidence interval dependiong on n")
plt.xlabel(r'n')
plt.ylabel(r'conf.int. length')
plt.show()

# Оценим вероятность попадания истинного значения theta в интервал для n = 10, 100.
# n = 10, 500 выборок.
positive_10 = 0
for i in range(500):
    cur_sample = distribution(10)
    confidence_start = confidence_start_f(cur_sample)
    confidence_end = confidence_end_f(cur_sample)
    if (confidence_start <= 1 <= confidence_end):
        positive_10 += 1
probability_10 = positive_10 / 500.
# n = 100, 100 выборок.
positive_100 = 0
for i in range(100):
    cur_sample = distribution(100)
    confidence_start = confidence_start_f(cur_sample)
    confidence_end = confidence_end_f(cur_sample)
    if (confidence_start <= 1 <= confidence_end):
        positive_100 += 1
probability_100 = positive_100 / 100.

print("Вероятность попадания истинного значения theta (для n=", 10, ")=", probability_10)
```



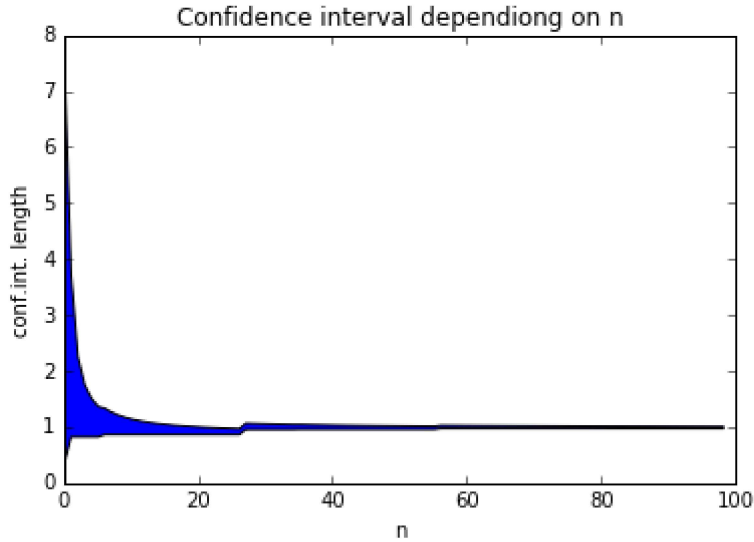
```
solve_task(distribution = (lambda N: stats.uniform.rvs(size = N)),
           confidence_start_f=(lambda sample: np.min(sample)),
           confidence_end_f=(lambda sample: np.min(sample) / (1 - np.power(0.95, 1. / len(sample)))) ) )
```



Вероятность попадания истинного значения theta (для $n = 10$) = 0.974
Вероятность попадания истинного значения theta (для $n = 100$) = 0.99

Доверительный интервал: $(X_{(n)}, \frac{X_{(n)}}{(1-\alpha)^{\frac{1}{n}}})$

```
solve_task(distribution = (lambda N: stats.uniform.rvs(size = N)),
           confidence_start_f=(lambda sample: np.max(sample)),
           confidence_end_f=(lambda sample: np.max(sample) / (np.power(0.05, 1. / len(sample)))) )
```

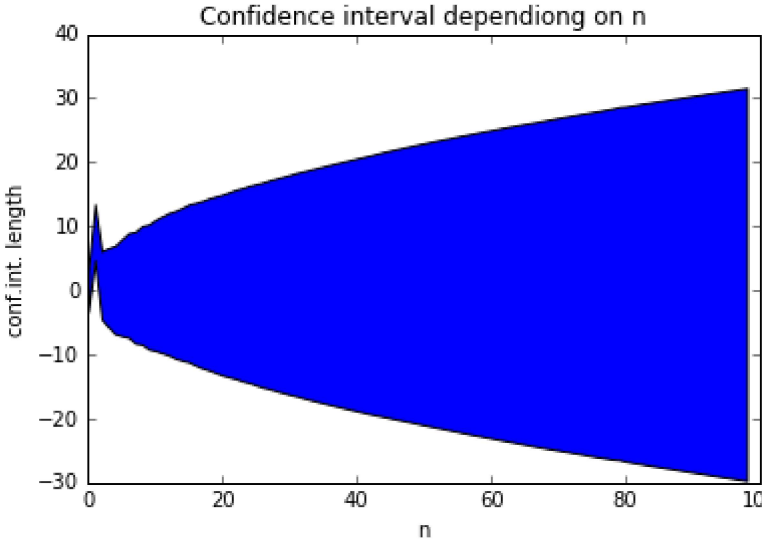


Вероятность попадания истинного значения θ (для $n = 100$) = 0.97

По этим графикам и вероятностям, видно, что последний доверительный интервал лучше двух предыдущих. (Точнее оценивает параметр θ). А первый доверительный интервал, показывает уровень доверия ниже ожидаемого.

Распределение Коши со сдвигом.

Доверительный интервал $(\hat{\mu} - u_{\frac{1+\alpha}{2}} \frac{\pi}{2\sqrt{n}}, \hat{\mu} + u_{\frac{1+\alpha}{2}} \frac{\pi}{2\sqrt{n}})$, квантиль смотрим в таблице.

[illegible]

Вероятность попадания истинного значения θ (для $n = 10$) = 1.0
Вероятность попадания истинного значения θ (для $n = 100$) = 1.0

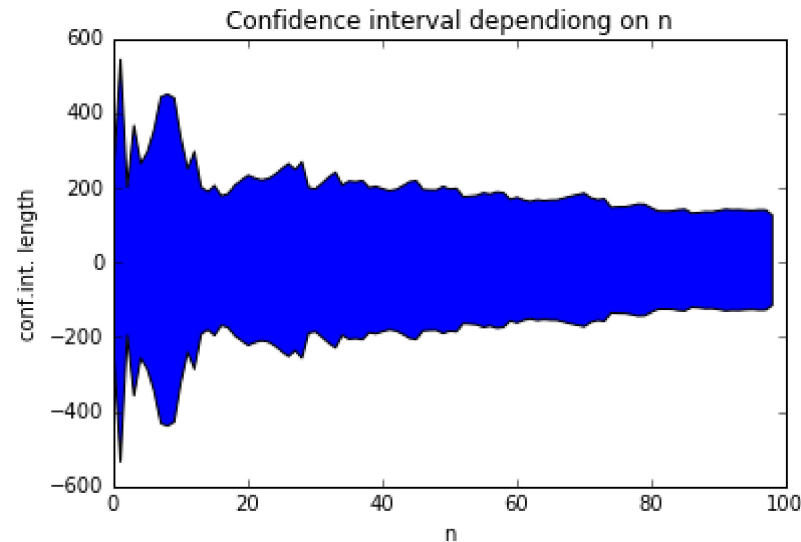
Пуассоновское распределение.

Доверительный интервал: $(\bar{X}(1 - \frac{u_{\frac{1+\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}), \bar{X}(1 + \frac{u_{\frac{1+\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}))$.

Гамма распределение. $(\theta, \lambda) = (10, 1)$

Доверительный интервал: $\left(\frac{\lambda}{\bar{X}} - u_{\frac{1+\alpha}{2}} \left(\frac{\lambda}{\bar{X}} \right)^3 \frac{1}{\sqrt{n}}, \frac{\lambda}{\bar{X}} + u_{\frac{1+\alpha}{2}} \left(\frac{\lambda}{\bar{X}} \right)^3 \frac{1}{\sqrt{n}} \right)$

```
In [87]: # lambda = alpha = 1, theta = 1 = 1 / scale
# В библиотеке распределение определено так: gamma.pdf(x, a) = x**(a-1) * exp(-x) / gamma(a)
solve_task(distribution = (lambda N: stats.gamma.rvs(a = 1., scale = 1./10, size = N)),
           confidence_start_f=(lambda sample: 1 / np.mean(sample) - stats.norm.ppf((1 + alpha) / 2) / np.sqrt(len(sample))
                               np.power((1 / np.mean(sample)),3) ),
           confidence_end_f=(lambda sample: 1 / np.mean(sample) + stats.norm.ppf((1 + alpha) / 2) / np.sqrt(len(sample)) *
                              np.power((1 / np.mean(sample)),3) ))
```



Вероятность попадания истинного значения theta (для n= 10)= 1.0

Вероятность попадания истинного значения theta (для n= 100)= 1.0

Вывод. Мы построили доверительные интервалы, для указанных распределений. Среди доверительных интервалов у равномерного, самым точно ограничивающим θ оказался интервал $\left(X_{(n)}, \frac{X_{(n)}}{(1-\alpha)^{\frac{1}{n}}}\right)$. Мы увидели, что доверительные интервалы, в зависимости от размера выборки, могут как сходиться по ширине, так и расходиться. (Соответственно сильнее или слабее ограничивать параметры). В целом, все интервалы, действительно предсказывают попадание параметра в них с вероятностью больше 0.95, за исключением первого в равномерном.

In []:

